551.543:551.524.3:551.577.3(52)

# 気象資料の長期変動について

――月平均気圧・月平均気温・月雨量のスペクトル解析――

菅 原 正 巳・勝 山ョシ子

国立防災科学技術センター第3研究部

# On the Existence of Long Cycles in Meteorological Elements — Spectral Analysis of Meteorological Elements —

By

# M. Sugawara and Y. Katsuyama

National Research Center for Disaster Prevention, Tokyo

#### Abstract

Spectral analysis is carried out for the following meteorological data of about 80-90 years:

(1) monthly mean of air pressure, (2) monthly mean of air temperature and (3) monthly total precipitation, observed at 16 spots as shown in Fig. 1. The results are rather simple and any significant cycle cannot be found except the seasonal change that is the cycle of one year. To eliminate the effect of seasonal cycle, the time series is decomposed into two parts, the part of seasonal cycle and the remaining part. Spectral analysis shows that the remaining part is white noise except in the case of air temperature, where an apparent trend caused by urbanization in large cities and a slight persistence at every spot are seen. Another way to eliminate the effect of seasonal cycle is to use the annual data, from which any long cycle cannot be detected.

It is said that, if the mean value of several spots is used as the data for spectral analysis, a slight cycle must be detected because the noises may cancel each other when the average is made. For detection of cycles the spectral analysis was carried out using the mean of the data of 16 spots, but in vain.

The detecting power of spectral analysis for the slight cycle is ascertained by numerical experiment, and the result shows that the cycle with amplitude of 0.5 mb in air pressure or with that of 0.2°C in air temperature can be detected by the above-mentioned method.

#### 1. はじめに

- 1.1 昭和38年度に統計数理研究所の赤池弘次氏と「水文資料のスペクトル解析」を行なった。その結果は、その他の計算結果と一緒にして「水資源の変動様相に関する調査報告」<sup>1)</sup> としてまとめられている。われわれの今回の報告は、これの延長上にあるものである。
- 1.2 水資源の変動様相に関する調査研究が始まった由来は、昭和33年の渇水にさかのぼる。この年の春から夏にかけて、関東地方は大渇水におそわれ、利根川の下流部はかつて見ないほ

どの渇水を示した。しかし9月には狩野川台風の襲来により、京浜地帯には今までにない降雨があり、奥多摩湖は満水し、結局昭和33年度の東京の年雨量は累年平均をかなり上回るものとなった。

かかる異常事態をきっかけとして, 水資源の変動様相について, 種々の意見が現われた.

- (1) 最近の雨の降り方は異常ではないか。
- (2) 昭和22年以降,約10年間大水害はひん発したが,反面豊水が続いた。しかしその前の約10年を見ると,昭和14年,18年,20年,22年等の渇水がひん発している。約10年間の渇水の後に10年間の豊水が続くのは周期性の現われで,33年の渇水はそろそろ渇水期の始まるまえぶれではあるまいか。
- (3) 近年の豊水続きは、水資源が経年的に増加の傾向にあることを示すものではないか. これらの意見は、降水量について経年的な傾向(trend)や、周期性があるのではないかという問題、つまり長期変動の問題である.

もちろん地質学的に見れば、氷期、間氷期の存在が示す長周期変化があることは確かであるが、ここで問題になっているのは、10年とか20年が単位の周期変化である。

- 1.3 水資源に関する周期についてはもう一つの問題があった。わが国では梅雨季および台風季の2回の雨季があり,裏日本ではさらに冬の降雪季が加わる。しかし世界的に見ればこれは例外であって、半年ずつの乾燥季と雨季を持つ地域が大部分である。貯水池を作って水をたくわえ、平均化して利用しようとする場合、半年の乾燥季のある地域では、半年分の水をたくわえなければならないのに対し、雨季が短周期でくり返される地域では、小さな貯水池でも、水を平均化できる。すなわち水文資料を時系列としてみたとき、それがいかなる周波数成分から成るかを知ることは、その平均化の難易を知るうえで重要であろう。
- 1.4 以上のような立場から水文資料 (月雨量および月流量) のスペクトル解析が行なわれた。 結果は予想外のものであった。

雨量には年周期すなわち季節変化以外にはいかなる周期も、傾向も認められない。よく言われる太陽の黒点周期(約11年)も認めることができない。

したがって、雨量は第1近似としては、一種の乱数列であるとみてよい。 月雨量の時系列は、月別にそれぞれ固有の平均値と分散とを持つ12の母集団を考え、それから順次、任意標本 (random sample) を抽出して作った標本列であると考えて、一応大過ないようである。

乱数を用いて、上述の方法によって作った擬似雨量系列、およびそれをある流出機構によって変換して作った擬似流量系列は、現実の雨量や、流量とよく似た性質を示した。この点から も乱数列による近似はかなりよい近似であると思われる。

- 1.5 雨量系列には,季節変化以外のいかなる周期も傾向も認められないという結論に対して、いくつかの異議があった。
- (1) 大きいとはいえないが、周期や傾向は確かに認められる。

- (2) 雨量は元米不規則変動の強いものである。したがって周期や傾向の検出に雨量を用いたのはよくない。気圧や気温を用いれば周期が検出できるのではあるまいか。
- (3) 各地点ごとの資料を用いてスペクトル解析をしても雑音に隠れて周期性は見えないであろう。何地点かの平均値を用いれば、雑音は消し合うから、周期が検出できるのではないか。
  - 1.6 これらのご意見に答えるために今回の計算が行なわれた。

日本各地の16地点の月平均気圧、月平均気温、月雨量が資料である。これらの時系列について、スペクトル解析が行なわれ、また16地点の平均値についてもスペクトル解析が行なわれた。 結果はやはり否定的である。大都市については気温上昇の傾向が認められるが、それ以外には、気温に4年、2年のかすかな周期があるかもしれないという程度で、いかなる周期も傾向も認めがたい。

# 2. 資 料

- 2.1 資料としては 図―1 に示す16地点の気圧, 気温の月平均値, および月雨量を用いた.
- 図—1 の地名の下に記したのは,用いた資料の期間およびその長さである.
- 2.2 図―1 の16地点は,80年以上の記録があること,および,日本の各地区にほぼ均等にばらまかれることを基準として選定した。ただし京都を除き,地点が海沿いであるのが欠点である。
- 2.3 資料は1952年までは累年気候表(中央気象台,昭和29年6月)を用い,それ以後のものは気象年報からとった。

観測地点が移動している場合,日平均値の 算出法が時代により変化している場合等があ るが,これらの影響はすべて無視することに した.



# 3. 自己相関およびスペクトル解析の結果

3.1 付図—1 は月平均気圧の時系列から算出したコレログラムである. 数値計算の結果を D-A 変換し、ペンレコーダで図に描いたもので、アナログ方式で計算したものではない.

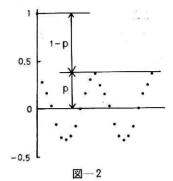
原資料は80年余りであるから、時系列の長さは約 1,000、コレログラムの長さは12年分、すなわち144である。

3.2 付図-1 のコレログラムはきれいな1年の周期を示している。これは月平均気圧が年

周期 (季節変化) と不規則変動 (白色雑音) との和であることを示している.

ある時系列のコレログラムが 図-2 のように周期的変化を くり返すとき、その最大の振幅をpとすれば、時系列の全分 散の $p \times 100\%$  が周期的部分に、残りの $(1-p) \times 100\%$  が雑 音部分に分配される。

このことを心に置いて 付図—1 を見れば, 気圧変化は東日本では雑音部分が多く, 西日本に行くにしたがって周期的になることがわかる.



また興味のあるのは、根室ではっきりと半年周期の見える

ことである。この半年周期の成分(周波数でいえば基本波の倍音)は、函館、青森、宮古などでは、波形の上下非対称として現われている。それは東京、新潟あたりでは小さくなり、金沢あたりまでなごりが認められる。しかし西日本では完全に上下対称となり、正弦波の形になっている。

3.3 図―3 は月平均気圧の時系列の全分散を周期部分(季節変動部分)と雑音部分に分け

たとき、全体の何パーセントが雑音部分になるかという比率力が、地点により変化する様子を示したものである。根室では70%程度が雑音であるのに、西日本では雑音部分は10%程度になる。一言でいえば、気圧変化は西日本では規則的に季節変化をくり返すが、東に行くにしたがって不規則になるのである。

これを原資料について示したのが 付図—2 で 両極端の根室と長崎の月平均気圧を示している.

3.4 付図-3 は月平均気温の時系列から算出したコレログラムである。これはきわめてきれいな規則性を示している。16地点全部を出す



必要がないほど、全部が同じ形をしているが、月平均気圧や後出の月雨量で地点による相異が 著しいのと対照的であるから、わざと全地点が同じ形であることを示したのである。

時系列の全分散のうち、雑音部分の占める割合は、16 地点のすべてを通じて 2% 程度である。気温は日本全体を通じて、西日本の気圧よりはるかに規則的な季節変化を示すのである。

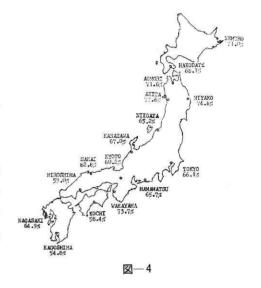
付図-4 は月平均気温の原資料の一部を示す.

3.5 付図-5 は月雨量から算出したコレログラムである.

雨量は全般的にきわめて雑音的で、とくに境においては、全分散の約80%が雑音部分である。

図―4 は全分散の何パーセントが雑音部分で あるかを地点ごとに示したもので、気圧につい て示した 図―3 に対応する.

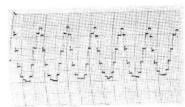
3.6 さきに月流量のスペクトル解析を行なったとき、黒部川、只見川等の裏日本の河川がきわめて規則正しい季節変化を示した。それは流域の雨量が規則的季節変化を示すからに違いない。付図—5、図—4が示すように、雨量が雑音的であるのは、それらが海岸沿いの地点で測られているからであろう。脊梁山脈にさえぎられて台風の影響は受けにくく、冬期には季節風により地形的降雪のある裏日本の山腹では、雨量はきわめて規則的な季節変化を示すものと



推量される。それを確かめる目的で資料を探したが適当なものがない。やむをえず高田(1922

~1952) の資料を用いて算出したコレログラムが 図—5 である. これは 付図—5 の諸地点のコレログラムより, はるかに年周期性が強い. 全分散のうち, 雑音の占める比率は約27%である.

表日本の多雨地帯にもそのような地点があるかと,潮 岬,大台ヶ原の雨量のコレログラムを出してみたが,他 の地点と同様に雑音的であった.



図―5 高田の月雨量のコレログラム

付図—6 は月雨量の変化を原資料で示したもので、雑音的な境、規則的な高田、および東京を例として出した。

- 3.7 以上は気圧,気温,雨量の月資料そのままのコレログラムをとった結果である。雑音的部分の性質を調べるために,月資料から1月,2月,…,12月のそれぞれの月別の累年平均値を引き去った時系列を作る。つまり季節変化のパターンからのずれの部分だけを取り出すのである。
- 3.8 付図—7 は気圧から季節変化の型を取り去ったものについて算出したコレログラムである。これらのコレログラム  $\{R_i\}$  は, $R_0=1$  であるのはもちろんであるが,その他の所では  $R_i=0$  である。時間をずらした時系列がもとの時系列と無相関であるということは,いかなる 周期性も,持続性も認められないということで,これは時系列が白色雑音であるということである。付図—7 に全地点のコレログラムを出さなかったのは,どの地点のコレログラムも同じ 形をしているからである。

図-6 は付図-7 のコレログラムをフーリエ変換し,

HAKODATE

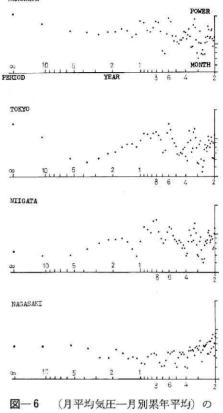
0.2434. 0.5132. 0.2434

のウエートを掛けた移動平均を施して、パワスペ クトルの推定値<sup>2)</sup> を求めた結果である.変動の分 散(時系列を振動と考えれば振動のエネルギーつ まりパワー) は各周波数にほぼ均等に分配されて いるとみてよい、すべての周波数にエネルギーが 均等に分布しているのが白色雑音である.

3.9 付図—7 のコレログラムは  $R_i$  ( $i \neq 0$ ) が0と少し異なるし、また 図-13 のパワスペク トルも小さな変化を示している。これはわずかな 周期特性を示すものと見るより, 資料の長さが有 限個であることの影響と見るべきものであろう.

それを確かめるために、長さ 1,080 の 乱数列 (実際には擬似乱数)を作り、そのコレログラム とパワスペクトルを算出した結果が、付図-8 お よび 図―7 である. 乱数でもこの程度の変動が出 るのであるから, 月平均気圧から季節変動の型を 取り去った残りは,いかなる周期性も持続性も持 たない不規則変動であると見てよかろう.

3.10 付図-9 は気温から季節変化の型を取り



パワスペクトル

去った残りについて算出したコレログラムである.これは気圧の場合と異なり,わずかではあ るが 持続性を示す。その程度は 全地点についてほぼ同程度である。 また 東京と京都において は、コレログラムはわずかではあるが、正の値を示している。これは都市化の影響で気温が上 昇の傾向を示すことの現われである.

3.11 白色雑音に一次遅れ系を作用させて得られた不規則振動, 時系列についていえば乱数 列 $\{N_i\}$ から

$$X_i = r X_{i-1} + (1-r) N_i$$
 (0 < r < 1)

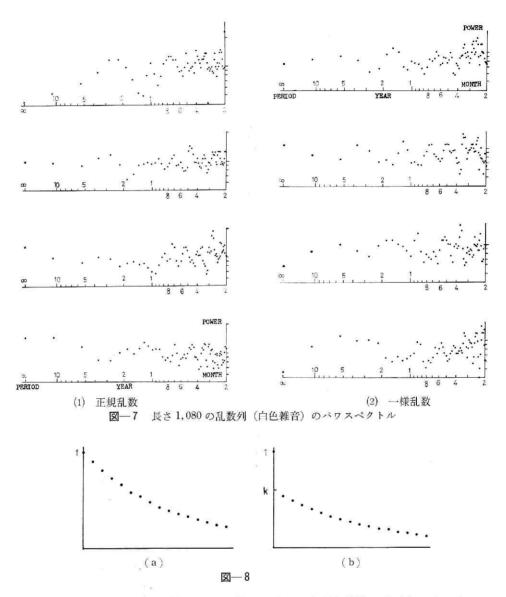
によって得られた数列  $\{X_i\}$  のコレログラムは 図-8 (a) に示すような指数関数になる.

この $\{X_i\}$ と等しい分散を持つ,別な乱数列 $\{N_i'\}$ ( $\{N_i\}$ と独立なもの)を, $\{X_i\}$ と *p*: *q* の比率で合成する.

$$Y_i = p X_i + q N_i'$$

得られた数列  $\{Y_i\}$  のコレログラムは 図-8(b) のように,高さ  $k=p^2/(p^2+q^2)$  の所から始 まる指数関数になる.

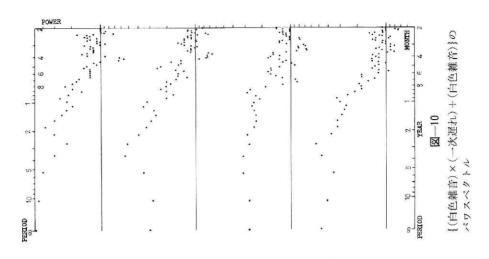
いま r=0.65, p:q=0.9:1 と置いて、かかる数列  $\{Y_i\}$  を乱数から作り、そのコレログ

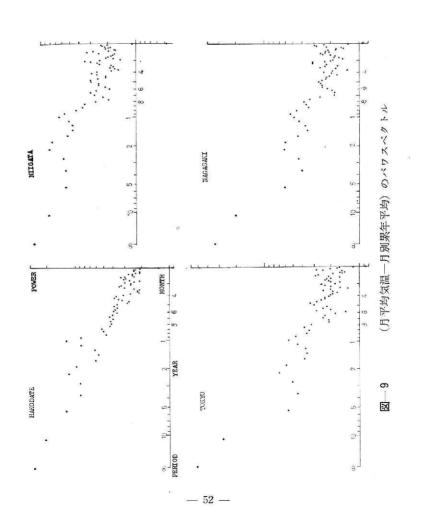


ラムを算出したものが、付図-10 である. 数列の長さは1,080 (90年に相当) である.

この付図—10のコレログラムは、付図—9 のものとおよそ似ている。気温から季節変化を除いた残りの時系列には、いくらか持続性があるというものの、元来雑音部分の分散は全分散の2 %程度にすぎず、その雑音部分の約半分は白色雑音で、残りの半分が減衰率0.65 程度の一次遅れである。r=0.65 は半減期で約1.5 か月、時定数で約2 か月というもので、持続性もわずかなものといってよかろう。

図-9 は月平均気温から季節変化を除いたもののパワスペクトル,図-10は乱数から作った上記の数列  $\{Y_i\}$  のパワスペクトルで,持続性により低周波成分が大きくなっている。図-9





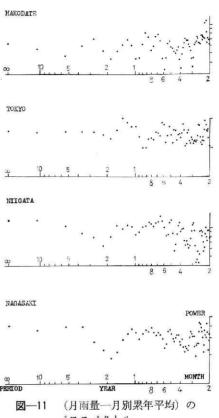
のパワスペクトルを 図-10 と比較してみれば, 月平均気温にも周期性は認められないと見てよか ろう.

3.12 付図-11は月雨量から季節変動の型を取 り除いた残りについて算出したコレログラム,図 ―11はそれから算出したパワスペクトルである. 気圧の場合と同様, 月雨量から季節変化の型を取 り除いた残りは、白色雑音とみてよかろう.

3.13 気圧, 気温, 雨量から季節変化の型を取 り除いた残りは、白色雑音に近いと述べたが、実 は白色雑音と少し異なる性質を持っている.表一 1は東京の月平均気圧,月平均気温,月雨量を1 月, 2月, …, 12月の月別に分けて, 平均値 m, 標準偏差σを算出した結果である。この表にみる ように, 気圧では冬期, 雨量では夏から秋にかけ て標準偏差が大きくなる. したがって, 毎月の値 から月別の平均値を引いて作った時系列は、完全 に定常的にはなっていない.

そこで毎月の値から月別の累年平均値を引き, さらにそれを月別の標準偏差で割 って正規化した時系列を作り、そ れのコレログラムを算出した結果 が 付図-12 である. 標準偏差で 割らない場合とほとんど同じ結果 が出てくる. そこで 付図-12 に は結果の一部分だけを示すにとど めた.

3.14 以上, 各地の気圧, 気温, 雨量について, コレログラムを作 り, パワスペクトルを出してみた が、周期性は現われてこない。気 温についてのわずかな持続性と,



パワスペクトル

表-1

	気	Æ	気	温	雨	量
	m	σ	m	σ	m	σ
1	16.2	2.5	3.3	1.1	51.4	32.9
2	16.2	2.3	4.0	1.3	77.4	44.1
3	16.0	2. 1	7.2	1.2	102.1	46.3
4	15.4	1.8	12.8	1.0	130.1	41.4
5	12.4	1.5	17.0	0.9	148.6	65.6
6	9.6	1.2	20.7	1.1	179.4	94.3
7	9.8	1.5	24.6	1.4	136. 4	95.3
8	10.4	1.6	25.9	1.1	148. 1	99.2
9	13.0	1.3	22.3	1.2	222.4	111.3
10	17.0	1.3	16.3	0.9	202.6	95. 2
11	18.2	1.8	10.8	1.1	98.1	56. 1
12	16.7	2.2	5.7	1.3	56.3	38.7

都市化の影響による傾向が出てきただけである.

何地点かの資料の平均値を用いれば、雑音は消え周期性が現われるのではないかとのご意見

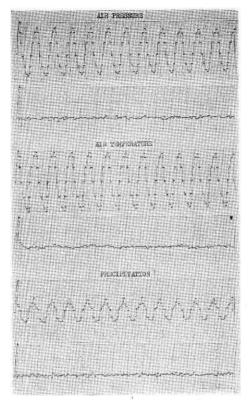
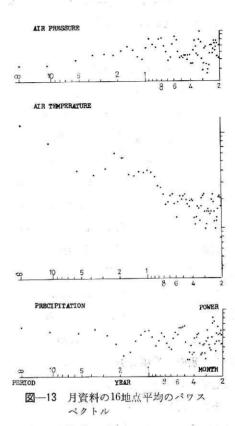


図-12 月資料の16地点平均のコ レログラム



に従い,16地点の気圧,気温,雨量の平均値の時系列(長さ81年)を作り,そのコレログラムを求めた結果が 図—12 である.上は 16 地点の平均の時系列その ま ま か ら出したコレログラム,下は月別累年平均値を引き去って作った時系列から出したコレログラムである.図—13は後者のコレログラムから算出したパワスペクトルで,どれからも周期性は認めがたい.

3.15 以上のスペクトル解析では、月平均値または月合計をそのまま資料に用い、季節変動の影響を除くためには、月別累年平均値を引き去ったのである。季節変化の影響を取り除く一つの方法は年合計をとり、年資料の時系列として取り扱うことである。ただしこの方法によると、7か月とか、11か月とか、13か月などの周期があった場合、それを発見することができない。また年資料にすると80~90年の長さしかないために、あまりよい精度が出ないのが欠点である。

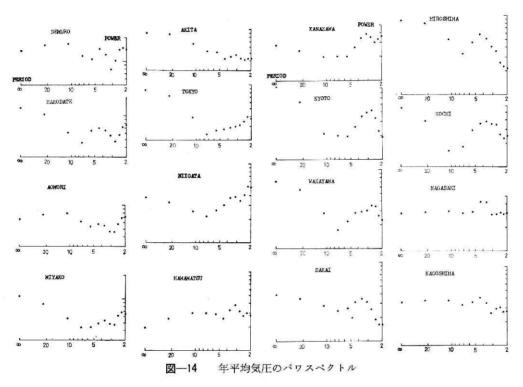
付図—13, 付図—14, 付図—15は気圧, 気温, 雨量の年資料から算出したコレログラムである。また付図—16は長さ100の乱数列から算出したコレログラムで, これと付図—13, 付図—15を比較すると, 年平均気圧, 年雨量は乱数列と見てよいようである。

年平均気温のコレログラムでは、かなり多くの地点で傾向が見られる。付図—9の月資料では東京と京都だけにはっきり現われていたが、年資料のコレログラムで見ると、東京、京都のほかに、長崎、和歌山、高知、金沢、鹿児島等、多少の差はあるがほぼ全地点に傾向が見える。

これは都市化の影響であろう.

なお 根室の雨量に傾向の ようなものが見えるのは、何かの誤りであろうと思う。 根室では 1910年以前に渇水年が多いのであるが、何分にも古い時代のことで、信頼性に問題があると思われる。

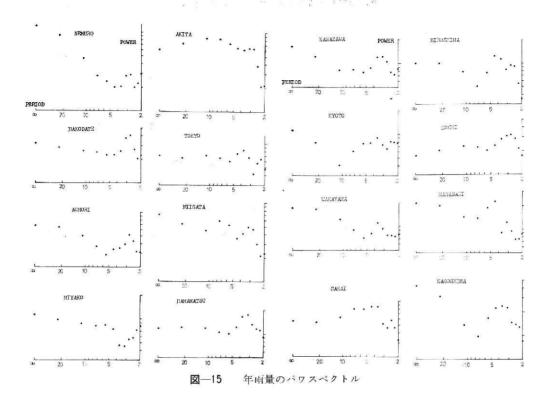
3.16 図-14, 図-15 は年平均気圧, 年雨量のコレログラムから算出したパワスペクトル

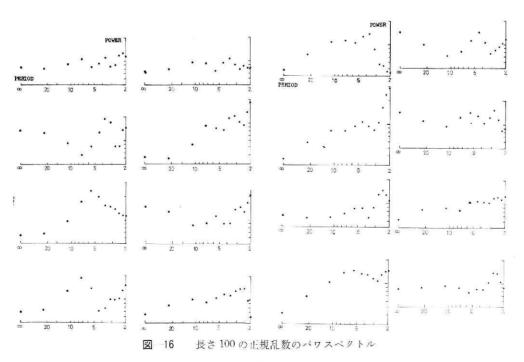


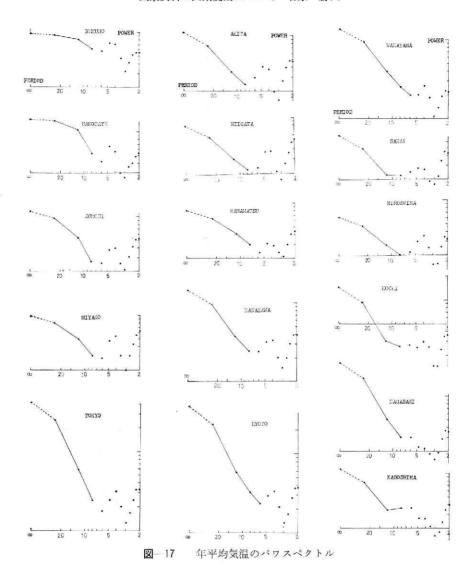
で、これを長さ 100 の乱数列のコレログラム (付図—16) から算出したパワスペクトル (図—16) と比較してみると、年平均気圧、年雨量はほぼ白色雑音と見なしてよいようである。

3.17 図—17は年平均気温のコレログラム (付図—14) から算出したパワスペクトルである。気温には傾向があるため,このようにあまり長くない時系列からは,周期11年の太陽黒点周期の影響を検出するのがむずかしい。傾向による低周波部分のパワーと11年周期のあたりのパワーとが重なるからである。黒点周期の方は検出できないが,周期 $4\sim5$ 年のあたりに一つの周期があるようにみえる。

東日本の各地の記録を見ると 1886年,1890年,1894年の 年平均気温が高く,その前年が低い。この 4年おきの1886年,1890年,1894年の高気温は東日本で目立つばかりでなく,全国的である(付図-17)。あるいは 4年ごとに温度計を更新したとか,検定したとか,または測り方が変更されたとかいう事実があるかと思い,問い合わせて見たが,そのようなことはないという返事である。

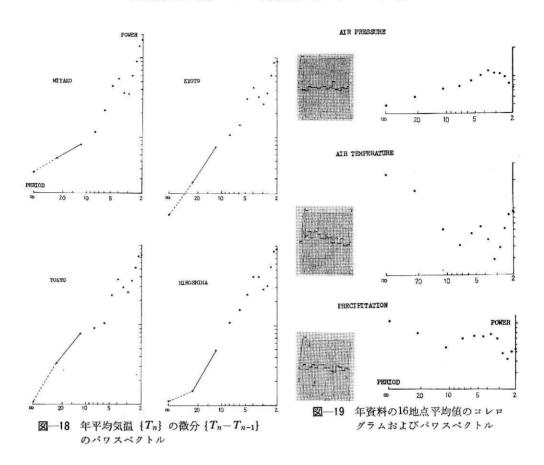






古い時代の記録には、とかく誤りが含まれることもあろうかと、1901~1966年の66年の資料についてコレログラムを求め、パワスペクトルを算出してみた。かすかではあるが、やはり4年の周期が出てくる。

- 3.18 年平均気温の時系列  $\{T_n\}$  から 傾向を除く目的で、 微分した時系列  $\{D_n\} = \{T_n T_{n-1}\}$  を作り、時系列  $\{D_n\}$  のコンログラムからパワスペクトルを求めた結果が図—18で、低周波成分が除去された結果、 4年の周期がいくらかはっきりしてくる。 気温に関する 4年の周期はかすかながらあるように見える。
- 3.19 図―19 は年平均気圧,年平均気温,年雨量の16地点の平均値から出したコレログラム,およびこれから算出したパワスペクトルである。これを見ると気温の4年周期は現われて



いる. 気圧, 雨量は白色雑音とみてよかろう.

3.20 以上気温について4年の弱い周期を認めたが,図―17,図―19の年平均気温のパワスペクトルを見ると高周波の方でパワーが大きくなっている。これは周期2年の所である。そのつもりで図―9,図―13の月平均気温から季節変化の型を取り除いたもののパワスペクトルを見ると,やはり周期2年のあたりに山が見える。気温について4年,2年の周期は弱いながらあるのかもしれない。しかし,元来気温は規則正しく季節変化をくり返すもので,全変動の98%が規則的季節変化で,2%が雑音部分である。4年,2年の周期は2%の雑音部分の中にわずかばかり含まれるのであるから,全体的には小さなものである。また16地点の平均からも4年,2年の周期が検出できたことは,その確からしさを増すように一見は見えるが,次章で見るように各地の気温の間の相関は高いから,16地点の平均があまり精度をあげることにならない。したがって,1886年,1890年,1894年の高温が何かの偶然によるもので,このような偶然が4年の周期らしきものを現出させたのかもしれない。乱数列のパワスペクトル(図―7,図―16)の中には,周期らしいものを現わすものがあることを見れば,周期性の存在を結論することは危険であろう。

#### 4. 相互相関解析

4.1 自己相関系列(オートコレログラム)を多数計算したついでに、相互相関系列(クロスコレログラム)の計算も試みることにした。

各地点につき、気圧、気温、雨量の資料があるから、クロスコレログラムをすべての組合せについて算出するとばくだいな量になる。そこで資料の年数の長いことと、日本全国に散らばっていることの二つの条件から、函館、東京、広島、長崎の4地点を選び、相互相関を求めることにした。使った資料は1879~1966年の88年間である。

月資料そのままで相関をとれば、大きな季節変化の型の影響が出るだけであるから、月資料から月別累年平均値を引き去り、いわば雑音成分だけにした時系列について相互相関を計算する.

4.2 付図—18は4地点の気圧について、クロスコレログラムを算出した結果である。付図—19、付図—20はそれと同様の計算を気温、雨量について行なった結果である。

全般的にいって、4地点とも気圧、気温の変化の 仕方はよく似ている.それは遅れ0に対する相関係 数の値が表—2に示すようにかなり大きいことに現 われている.雨については広島と長崎が似ている以 外、互いに独立であるに近い.

以上は遅れが 0 の場合で,遅れが 0 でないときは, 気温におけるいくらかの持続性を除き, 和関は実質的に 0 であるとみてよい. つまりある地点の気圧, 気温等から, 他地点のものを月単位では予報できない.

4.3 付図―21 はA地点の気圧と、B地点の気温との間のクロスコレログラムである。これを見ると東日本の気圧は西日本の気温にいくらか正の影響を与える。西日本の気圧は東日本の気温にあまりきかない。表―3 は気圧と気温との間の相関係数で、括弧内の数字は遅れである。たとえば長崎の気圧と翌

表—2 2 地点気圧間の相関係数

		東京	広島	長崎
涿	館	0.87	0.55	0.33
東	京		0.77	0.56
広	島			0.83

2 地点気温間の相関係数

		東京	広島	長崎
函	館	0.60	0.48	0.37
束	京		0.69	0.67
広	島			0.87

2 地点雨量間の相関係数

	東京	広島	長崎
函 館	-0.02	0.09	0.04
東京		0.23	0.12
広 島			0.64

月の長崎の気温との間の相関係数 が0.20である.

ただし気圧,気温といっても, 季節変化の型からのずれであり, 気温において,それは全変動の2 %にすぎないのであるから,実質

表-3 気圧と気温との相関係数

気圧	気温	函館	東京	広 島	長 崎
涵	館	0.10(1)	0.13(1)	0.36(0)	0.31(0)
東	京	0.12(1)	0.13(1)	0.28(0)	0.28(0)
広	島	0.11(1)	0.09(1)	0.14(1)	0.13(1)
長	崎	0.09(1)	0.12(1)	0.17(1)	0.20(1)

的予報効果はあまりないように思われる.

4.4 付図—22 はA地点の気圧とB地点の雨量との間のクロスコレログラムである。遅れ0の所だけにいくらかの相関が見られる。 表-4 気圧と雨量との相関係数

表—4 は相関係数の値である。長崎の 気圧と東京雨量の間の -0.28 が最も大 きい相関を示す。函館以外の3地点では 西日本の気圧は負に,東日本の気圧は正 に雨量にきいている。

雨量 就圧	兩館	東京	広島	長崎
函館	-0.18	0.15	0.10	0.07
東京	-0.13	-0.05	0.06	0.07
広島	-0.08	-0.22	-0.09	-0.03
長崎	0.00	-0.28	-0.14	-0.09

4.5 付図―23 はA地点の気温とB地点の雨量との間のクロスコレログラムである。これは全く相関がないといってよかろう。

表-5 は遅れ0 の所の相関係数である。遅れ1 の所でもう少し大きい値を示す場合もあるが、誤差の程度とみてよかろう。

表-5 気温と雨量との相関係数

温	雨量	兩館	東京	広島	長崎
涿	館	0.04	0.04	-0.02	0.02
東	京	0.13	-0.11	0.00	0.01
広	島	-0.01	0.01	-0.03	-0.02
長	崎	-0.01	-0.01	0.06	-0.01

4.6 月単位で見ても,遅れ0,また

は1の所にしか相関がないのであるから、年単位でクロスコレログラムを計算することは無意味であろう。そこで年平均気圧、年平均気温、年雨量については相関係数だけを求めることにした。

表―6 は16地点の年平均気圧の間の相関係数で、相関係数は、ほぼ2地点間の距離の関数である。北海道と九州ではほとんど無相関であるが、北海道と中国地方、東京と九州で相関係数0.4 程度、東京と北海道、東京と中国地方で0.7~0.8 の程度である。

表一7は16地点の年平均気温の間の相関係数で、相関の様子は気圧とよく似ている。全般的にいって、日本各地の年平均気圧、年平均気温はかなりよく似ているといってよかろう。

表―8 は年雨量の間の相関係数で、気圧、気温の場合と大いに異なり、相関はきわめて低く、表日本と裏日本の地点の間ではあまり大きくない負の相関を示すものもある。

4.7 次に気圧と気温,気圧と雨量,気温と雨量の間の相関係数を求める.

表一9は年平均気圧と年平均気温との間の相関係数である。これを見て面白いのは東日本の気圧は気温と正の相関、西日本では負の相関を示すことで、中間地帯の京都や和歌山では、ほぼ無相関である。またもう一つ特徴的なのは、北日本とくに北海道の気圧が気温と大きな相関を持つことである。なお東京の気温が気圧とあまり相関を持たないのは、都市化の影響で年とともに気温が上昇しているからである。

表一10 は年平均気圧と年雨量との間の相関係数である。ここでは 表日本と裏日本とが対照 的な性質を示す。表日本の雨量に対して東日本の気圧は正の相関を,西日本の気圧は負の相関 を示す。裏日本ではその逆である。境の雨量が16地点の気圧のどれにも小さな正の相関を示す

	_	-	-		-				-	-	-															-								
鹿児島	-0.03	0.12	0.02	0.15	0.36	0.35	0.60	0.50	0.69	0.65	0.67	0.78	0.82	0.87	1.00			鹿児島	0, 15	0.17	0.33	0.42	0.53	0.57	0.59	0.81	0.76	0.67	0.83	0.79	08.0	0.92	0.0	1.00
室	0.04	0.16	0.12	0.22	0.36	0.40	0.66	0.54	0.66	0.67	0.70	0.75	0.79	1.00				兩	0.25	0.15	0.43	0.54	0.63	0.73	0.65	0.81	0.81	0.77	0.86	0.83	0.74	0.90	1.00	
自知	0.18	0.40	0.30	0.44	0.66	0.62	0.81	0.68	0.82	0.72	0.77	0.83	1.00					高知	0.25	0.24	0.47	0.54	0.68	0.69	0.69	0.89	0.87	0.79	0.91	0.85	0.84	1.00		
広島	0.19	0.41	0.33	0.34	0.68	0.67	0.74	0.68	0.76	08.0	0.82	1.00						広島	0.28	0.47	0.61	0.58	0.66	0.55	0.71	0.85	0.82	0.67	0.84	0.85	1.00			
型	0.45	0.61	0.61	0.61	0.77	0.80	0.86	0.87	0.78	0.84	1.00							避	0.44	0.48	0.64	0.73	0.82	0.78	0.87	0.00	0.94	0.85	0.00	1.00				
和歌口	0.29	0.42	0.43	0.41	0.65	0.68	0.80	0.75	0.79	1.00						四月 (5、 巻)	Ĕ	和歌山	0.31	0.36	0.59	0.66	0.75	08.0	0.77	0.93	0.93	0.87	1.00					
京都	0.29	0.46	0.40	0.43	0.69	0.67	0.76	0.71	1.00							#	S ≜	京都	0.44	0.32	0.54	0.70	0.78	0.93	0.80	0.83	0.00	1.00						
免沃	0.48	0.64	0.67	0.70	0.78	0.81	0.84	1.00								₩ 6	3	金沢	0 48	0.52	0.73	8	0.89	0.84	0.90	0.92	1.00							
浜校	0.49	0.65	0.62	0.66	0.85	0.83	1.00									\$	i X	浜松	0.34	0.39	0.62	0.71	0.75	0.77	0.79	1.00								
新潟	0.68	0.82	0.75	0.70	0.91	1,00										( H	S +	新潟	89 0	0.70	08	06.0	0 95	080	1.00	£								
本文	0.69	0.85	0.79	0.76	1.00											<u>+</u>	世 田	東京	0.49	0.31	0.56	0.76	80	1.00	•									
秋田	0.73	0.86	0.87	1.00													Ì	秋田	0.71	0.66	0.85	9.0	8 -	•										
河十	98.0	0.94	1.00													+	ĸ	阿十二	77 0	27.5	0.87	5 5	7											
<b>二</b> 森	0.88	1.00																無業	0 20	0.70	? S	3												
逐節	0.90	3																函館	0 75	3 6	20.1													
使完	1.00																	根室	5	3.														
	政政	平 医	± † 1 (i)	三田	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·			<b>个</b> 公记	中村	和聚二	型	五		1.0	大田田田 副 田田田田	5			1	铁铁	医米	m fi 苯十	य E धार्	H ∤E	* # # #	<u> </u>	<b>₹</b> 4	11年12年12年12年12年12年12年12年12年12年12年12年12年1	大 世界三	中国	1 1 1		京原	

0.40 -0.04-0.06 0.16 0.24 -0.010.59-0.000.510.03 0.09 0.20 0.30 数 0.03 胀 默 型 0.42 0 0.08 0.18 0.67 0 1 -0.090.37 -0.03年 0 HI 0.12 0.38 0.55-0.116 垣 0.13 量 16 秋田 0.28 0.42 0.66 0.30 8 0.15 0.22 0.31 1.00 0.29 0.47 1.00 0.29 1.00 鹿児島 田京褐松沢都 拟 兩 育 宮 秋 束 新 浜 金 京 広 高 長

数 迷 黙 翌 0 1 8 팵 区 至 1 种 N 田 1X 村 \* 年 0 加 型 16 6 表

											_		-	-	-	-		1	4			-				and the same					-	A		
鹿児島	-0.10	-0.07	-0.17	-0.20	-0.24	-0.09	-0.22	-0.22	-0.22	-0.17	-0.15		-0.24	-0.23	-0.25	-0.28		鹿児島		0	0	-0	0	0	o.	0	0	-0	0	O	0	-0.43	0	0
極	-0.05	-0.11	-0.17	-0.13	-0.17	0.03	-0.15	-0.15	-0.17	-0.08	-0.12	-0.11	-0.16					承	-0.05	0.02	0.04	-0.23	0.14	-0.44	0.11	-0.38	0.09	-0.25	-0.18	0.13	-0.24	-0.46	-0.13	-0.38
南知									-0.02									南知	-0.04	0.10	0.02	-0.28	0.14	-0.36	-0.01	-0.29	-0.07	-0.24	-0.17	0.07	-0.21	-0.26	0.04	-0.28
広島	[]	8	8	6		-0.06					-0.12							広島	-0.14	0.03	0.11	-0.12	0.08	-0.29	0.05	-0.24	-0.06	-0.22	-0.11	0.06	-0.21	-0.27	-0.00	-0.20
弾	-0.03 -	-0.11	-0.08	-0.02	0.03	0.15	0.06	0.14	0.08	0.13	0.12	0.18	0.08	0.19	0.14		係数	類	-0.05	-0.04	0.03	-0.04	0.11	-0.26	0.12	-0.17	0.00	-0.10	-0.09	0.15	-0.16	-0.19	-0.08	-0.13
和歌山									0.04								相関	和歌山	-0.01	0.02	0.15	-0.05	0.18	-0.27	0.13	-0.19	-0.00	-0.04	-0.02	0.11	-0.07	-0.09	0.03	-0.04
京都						0.13											の間の	京都	0.04	0.05	0.11	-0.16	0.15	-0.19	0.07	-0.12	-0.03	-0.07	-0.07	0.15	-0.01	-0.10	0.03	-0.11
金沢									0.13	0.15	0.16	0.26	0.17	0.27	0.26	0.28	年雨量	金沢	-0.06	-0.01	0.04	-0.02	0.07	-0.21	0.01	-0.16	-0.14	-0.13	-0.11	0.12	-0.15	-0.04	-0.07	-0.09
浜松	0.04	0.04 -	0.02	0.07	0.11	0.16	0.13	0.18	0.15	0.15	0.15	0.25	0.21	0.21	0.18	0.22	圧と	浜松				-0.10										-0.02		
新潟	0.03	0.04	0.07	0.08	0.21	0.24	0.23	0.37	0.28	0.32	0.31	0.40	0.39	0.40	0.28	0.37	平均気	新潟														-0.00		
東京									0.22								点の年	東京														0.13		
秋田									0.24								16 地 点	秋田	-0.11	-0.12	-0.19	0.13	-0.09	-0.02	-0.00	0.13	-0.08	0.14	0.16	0.14	0.03	0.23	0.05	0.04
·归 ·口											0.32						表—10	五二													0.04	0.23	0.03	0.13
禁									0.28								TH4	青森	0.08		0.26											0.20		
函館	1	12	17	90	22	03	21	38	0.29	16	33	37	52	44	26	41		函館	80	24	19	0,31	-0.13	0.22	-0.04	0.27	-0.07	0.19	0.21	0.20	0.00	0.17	0.10	0.17
根室	0.03	0.18	0.21	0.17	0.35	0.19	0.36	0.48	0.41	0.30	0.47	0.47	0.57	0.55	0.39	0.51		根室	0.05	-0.10	-0.23	0.35	-0.13	0.32	-0.06	0.35	-0.01	0.26	0.23	0.26	0.04	0.17	0.02	0.20
(河)	根海	<b>玄</b> 館	青森	四十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二十二	(本)	東京	数	存货	(公)	京都	和聚日	型	五二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二二	高知		<b>鹿児島</b>			松	公司	丰森	· 十二 :十二	秋田	東京	新泡	浜 松	金 沢	京都	和歌山	遊	万 島	高知		Ξ,

数 账 噩 畢 0 噩 6 山田 1 # -U 延 IX 拉 1 0 415 型 16

延 /	根室	)	青月	岩十	秋田	東京	新潟	浜松	金沢	京都	和歌山	避	広島	高知	原	鹿児島
-	0.20	0.15	0.24	0.32	0.29	0.45	0.30	0.28	0.33	0.40	0.30	0.24	0.17	0.23	0.27	0.18
	0.09	0.20	0.08	0.08	0.05	0,11	0.08	-0.00	0.02	0.02	0.02	0.01	-0.04	-0.06	-0.03	-0.02
13	-0.08	-0.07	0.07	0.01	-0.05	0.09	-0.10	0.02	-0.01	0.02	-0.01	-0.04	-0.10	-0.10	-0.02	-0.09
	0.07	0.16	0.23	0.10	0.16	-0.02	0.08	0.21	0.13	0.01	0.17	0.16	0.25	0.20	0.13	0.17
	0.07	0.11	0.17	0, 11	0.04	0.12	-0.00	0.08	0.08	0.0	0.13	0.00	-0.00	0.02	0.04	0.02
-	0.07	0.23	0.16	0.18	0.22	0.05	0.18	0.19	0, 19	0.12	0, 15	0.15	0.19	0.16	0.01	0.12
10	-0.15	-0.19	-0.03	-0.09	-0.12	0.03	-0.24	0.02	-0.03	0.03	0.11	-0.08	-0.02	0.08	0.02	0.04
	0.02	0.12	0.08	0.10	0.14	-0.07	0.09	0.08	0.10	0.01	0.07	0.07	0.08	0.12	-0.04	0.07
- N:	-0.10	-0.18	-0.00	-0.04	-0.04	0.10	-0.15	0.05	0.00	0.08	0.20	-0.08	0.00	0.10	0.07	0.04
京曹	0.01	-0.05	0.06	0.07	0.12	0.04	0.03	0.17	0.19	0.10	0.22	0.10	0.12	0.29	0.20	0.30
10	-0.06	-0.03	0.05	0.03	0.06	-0.07	-0.04	0.11	0.12	0.03	0.13	90.0	0.07	0.16	0.00	0.19
2.5	-0.05	-0.12	0.02	0.03	0.06	0.18	0.03	0.24	0.19	0.20	0.33	0.13	0.20	0.29	0.26	0.31
10	-0.05	-0.19	-0.01	-0.02	0.02	0.08	-0.03	0.12	0.10	0.15	0.15	0.01	-0.01	0.16	0.14	0.17
-	0.12	0.02	0.08	0.11	0.14	0.01	0.12	0.19	0.18	0.11	0.14	0.15	0.13	0.22	0.15	0.29
-15	-0.03	-0.05	-0.04	-0.07	-0.02	-0.04	-0.06	-0.02	0.01	0.04	0.02	-0.07	-0.06	0.02	-0.09	0.01
105	-0.12	-0.18	-0.01	0.05	0.13	0.11	0.05	0.12	0.13	0.18	0.12	0.02	0.01	0, 18	0.05	0.13

数 廃 =畢 0 罡 0 N t 今 N 盆 2 Br \* 32 16 数 祖 0 100 40 政 表—12

0.01	-0.03	0.15	-0.10	-0.12	0.03	0.09	0.02	-0.04	0.01	-0.08	0.02	-0.03	-0.04	-0.06	0.0
0.10	-0.03	0.04	-0.12	-0.16	0.10	0.19	-0.01	0.07	0.14	-0.13	-0.06	0.06	0.03	0.15	0.17
0.11	0.14	-0.06	-0.01	-0.01	0.08	0.07	-0.06	90.0	-0.03	-0.14	-0.08	0.03	0.09	0.11	0.0
-0.03	-0.11	0.11	-0.08	0.17	-0.09	0.05	-0.11	0.09	-0.12	-0.12	0.07	0.00	-0.15	0.05	0.1
-0.13	0.09	0.08	-0.00	0.08	0.02	0.01	0.06	0.08	0.01	-0.09	-0.04	0.04	-0.09	0.10	0.0
-0.12	-0.16	0.12	0.16	0.08	0.01	-0.02	-0.02	0.10	0.09	0.20	-0.10	-0.20	0.02	0.01	0.1
-0.22	0.12	-0.01	-0.03	0.06	-0.14	-0.22	0.11	-0.12	0.02	-0.11	0.14	-0.14	-0.23	-0.01	0.1
0.07	0.07	0.04	-0.05	0.21	0.07	0.00	-0.06	-0.01	-0.05	0.03	0.08	-0.10	0.02	0.01	0.1
-0.08	0.00	0.04	-0.06	-0.13	-0.13	-0.04	0.02	0.16	0.05	0.10	0.26	-0.09	0.02	-0.01	0.0
0.02	0.10	-0.05	-0.14	-0.03	-0.03	0.14	-0.09	-0.07	0.04	-0.08	-0.10	0.11	-0.11	0.00	0.0
0.22	-0.13	-0.05	-0.00	0.02	0.06	-0.03	-0.04	0.17	0.09	-0.03	-0.11	0.07	0, 16	0.13	0.0
0.03	0.05	-0.10	0.23	-0.07	-0.15	0.17	0.02	-0.00	-0.02	0.12	-0.04	-0.02	0.08	-0.13	0.0
-0.10	-0.03	-0.11	0.14	-0.16	0.14	0.11	-0.13	0.08	-0.04	-0.01	0.16	0.05	0.17	-0.02	0.1
0.08	-0.12	0.14	0.02	-0.12	-0.11	-0.03	-0.23	0.18	0.01	-0.02	-0.12	-0.09	-0.01	-0.21	0.0
-0.12	0.03	-0.06	0.27	0.08	-0.09	-0.18	0.01	0.22	-0.26	0.06	0, 10	-0.05	0.11	0.01	0.0
0.11	-0.05	-0.20	-0.00	0.02	-0.07	0.05	0.02	00 0	60 0-	0 15	0 04	0.05	_0 97	0.01	0

のが例外で、境の雨量がきわめて雑音的であったのとともに特徴的である。中国山脈が低いために、表日本とも裏日本ともつかない気候になるのであろう。気温に対して北日本の気圧が支配的であったのに対し、雨量に対しては、東日本、西日本の気圧の影響はほぼ同程度で、いくぶん西日本が強いようである。

また面白いことに、ある地点の 気温や 雨量が その地点の気圧とあまり 大きな相関を示さない。これはとくに気圧と気温との関係で目立っている。

表―11は年平均気温と年雨量との間の相関係数である. 0.3 程度の相関係数がたまに現われるけれども、全般的にいって気温と雨量とは無相関であるとみてよかろう。なお根室の雨量が各地の気温とかなり相関を示すのは、根室の雨量に傾向があり、各地の気温に傾向があることによる。根室雨量の傾向は古い時代の記録に年雨量の小さいものがあることから起こることはさきに述べたとおりである.

表—11の年平均気温と年雨量の間の相関係数から、両者はほぼ無相関であるとみてよいといったが、それと比較対照のために作ったのが、表—12 である。これは 100 個の乱数列を32本作り、それを16本ずつの2組に分け、相互の間の相関係数を求めた結果である。相関係数を  $16^2$  =256 個も計算してみると、原データの数が 100 程度の場合は、元来が無和関なはずでも、相関係数 0.2 程度のものが、ちらほら現われる。したがって 表—11 程度の相関係数からは、結論を出さない方が安全であろう。

#### 5. 数値実験による検討

- 5.1 以上、いろいろと解析を行なったが、周期の発見については否定的な結果ばかりであった。はっきりとした周期は季節変化以外に認めがたいし、傾向としても都市化による気温の上昇以外には認められない。これに対して、次の反間が出ることと思う。周期性や、傾向が見つからないのは探し方が悪いからではないか。そこで、われわれの用いたパワスペクトル算出の方式が、どの程度の検出力があるかを、数値実験のうえから調べてみよう。
- 5.2 東京の月平均気圧の時系列に,振幅 a,周期Tの正弦波を加えて,一つの仮想的時系列を作る。この時系列から月別の累年平均値を引き去り,季節変化の型を取り除いた数列を作り,そのコレログラムを算出し,パワスペクトルを求める。その結果から周期Tの成分が発見できるかどうかを確かめるのである。

振幅, 周期には次の値を用いた. 全部で15通りの組合わせである.

振幅: 0.5 mb, 0.2 mb, 0.1 mb

周期: 11年, 5年, 25月, 13月, 7月

表-1 に見るように、東京の月平均気圧の月別の標準偏差は、およそ 2 mb 程度である。したがって 0.5 mb の振幅は月平均気圧の時系列から季節変化の型を取り去った後のものの標準偏差のおよそ 1/4 程度である。

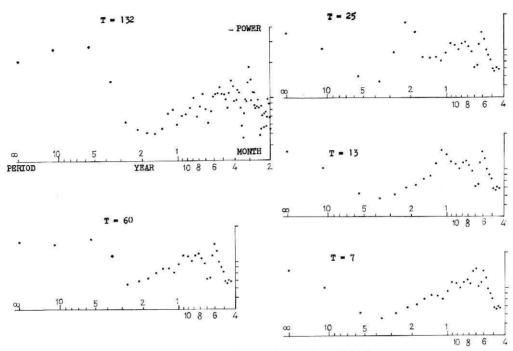
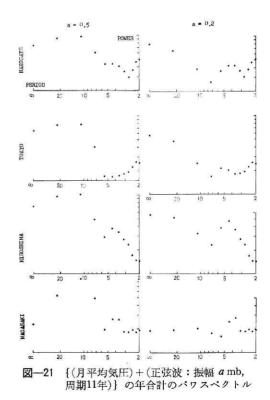


図-20  $\{(東京の月平均気圧)+(正弦波:振幅0.5 mb, 周期<math>T)\}$ のパワスペクトル

パワスペクトルを算出し てみると、振幅  $0.2\,\mathrm{mb},\ 0.1\,\mathrm{mb}$  の時は 検出できないが、  $0.5\,\mathrm{mb}$  のときは検出できる.

図―20は振幅 0.5 mb の正弦波を加えたもののパワスペクトルである。周期が短いものは、ことによく検出できる。

5.3 周期11年のものは、月資料を用いた解析では、はっきり検出できないから、年合計を作って季節変化の影響を除き、年資料のコレログラムを作って、パワスペクトルを求めた。図―21はその結果で、函館、東京、広島、長崎の気圧に周期11年の正弦波を加えた場合である。この計算は16地点全部について行なってあるが、ここには4地点だけを示した。11年の周期がはっきりと出た訳ではないが、低周波成分のあることが出ている。90年ばかりの資料から11年周期を探すのは、元来



- 66 -

少し無理なのであるが、この程度には出るのである。これから見ると、太陽黒点周期はあると しても、振幅はかなり小さいものであろう。

5.4 図―22は上と同様の試みを東京の気温について行なった場合である。図―22に出した

のは、振幅  $0.5^\circ$ ,  $0.2^\circ$ , 周期 11 年, 5 年の場合で,年合計を作って季節変化の影響を除き,微分して $\{D_i\}=\{T_{i-1}\}$  を作り,傾向の影響を除いたうえで,パワスペクトルを求めた結果である.

振幅 0.5° の正弦波を加えたときは、周期11 年も5年もはっきり出ている.振幅 0.2° の正弦波を加えたときは周期11年に対してはかすかに、周期5年のときにははっきりと出ている・

表—1 に見るように,月別気温の標準偏差は およそ1° であるので,振幅0.2° の正弦波を加 またものまで検出できるのであろう。

つまり振幅  $0.2^\circ$  の程度の周期が気温にあれば検出できたはずである。また気温のスペクトル解析から,周期 4 年,2 年の成分があるかもしれないといったが,あるとしても,それは振幅  $0.2^\circ$  程度より小さいものであろう。

5.5 同様の実験を雨量についても行なう.

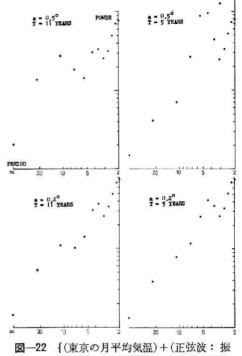


図-22 {(東京の月平均気温)+(正弦波: 振幅 a ℃, 周期T)} の年合計の微分のパワスペクトル

表-1 に見るように雨は月により標準偏差が大きく変化する。これに単なる正弦波を加えるのも変であるし,たとえばある月の雨量が0 に近い所に,正弦波の谷が重なると,雨量が負になるという不自然さが生ずる。

そこで月雨量の時系列に  $1+a\sin(2\pi t/T)$  を掛けることにした。a=0.1 とすれば、正弦波の山の時点では月雨量は 1.1 倍され、谷の所で 0.9 倍される。つまり割増し、割引きが波を打つようにする。

その振幅として15%, 10%, 5%, 2%, 1%を用い、周期として前と同じく11年, 5年, 25月, 13月, 7月を用いた.

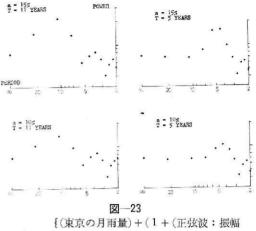
図―23はその結果の一部で、割増率の振幅を15%、10%にすれば、11年、5年の周期は検出できる。振幅5%では検出できない。

東京の年雨量の平均は約1,600 mm, 標準偏差は約250 mm である。1,600 mm の10% は160 mm で,それは年雨量の標準偏差の約60%である。この程度の成分があれば検出できるわけである。

5.6 ついでにもう一つの数値実験をあげる。長さ1,080の正規乱数列を作る。その母集団標準偏差は1.0となるように作って置く。これに振幅a,周期Tの正弦波を加える。この時系列のパワスペクトルを求めて周期Tの成分が検出できるかを確かめる。

振幅として a=0.5, a=0.2, 周期として 132 (11年相当), 60 (5年相当) および13を用いる。全部で6通りの組合せである。

付図-24は算出したパワスペクトルで、



 $\{(東京の月雨量)+(1+(正弦波:振幅 <math>a%$ ,周期 $T)\}$ の年合計のパワスペクトル

上の6通りのすべての場合につき、4通りの乱数列を計算した。振幅0.5の場合には明らかに 周期が検出できる。振幅0.2の場合は検出できるかできないかという程度である。

これは実際の月資料を用いて行なった数値実験とほぼ似た結果である.

5.7 以上のように、われわれが用いた方法の周期を検出する能力はそれほど悪いとは思えない。その方法によって、周期らしいものが発見できなかったにもかかわらず、気象における周期の存在は多くの人々によって主張されている。そのことについて少し考えてみたい。

図-24は正規乱数列について5個の移動平均をとった結果の数列で、全体の長さは1,280で

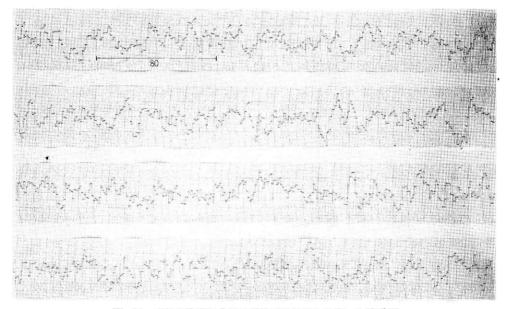


図-24 正規乱数列に5個の移動平均を施して作った時系列

ある. 5個の移動平均をとるということは高周波成分を除去することで、その結果この数列は ゆるく不規則な波を打っている.

さて、われわれの気象資料は、多く100年足らずである。たとえば80個分だけが見える窓を作って、図—24の時系列の方々をながめていただきたい。不規則に見える所もあるが、波らしいものが見える所もあれば、傾向らしいものが見える所もある。つまりあまり長くない資料について、移動平均をとり、周期解析をすると、種々のみかけの周期が現われる場合が多いと思われる。

元来, 乱数列は白色雑音で, あらゆる周波数の波を一様に含んでいる. これを移動平均して高周波を落とし、傾向を除去して低周波を落とせば、中間の周波数成分が残ってくるのは当然である. それは黄色の色めがねをかければ、世の中が黄色く見えるようなものである. ある時系列に何かの操作を施して, ある周期を発見した場合, その操作がフィルタの作用をすることが多い. したがって, 発見された周期は時系列にはなくて, フィルタの中にあるのかもしれない.

施した操作がいかなるフィルタの作用を持つかを調べることは容易である。しかし研究者の心に潜んでいるフィルタや共鳴器のことはわかりにくい。研究者自身にもわからないからである。東京に約90年の気圧,気温,雨量の資料がある。1月、2月、3月、…,12月と月別の時系列を作れば,長さ90の12本の数列ができる。それに年資料を加えれば13×3=39本の時系列がある。図—24の乱数列の一部をながめれば,波を打つ部分があるように、39本の時系列の中には波を打つものがあるかもしれない。それは山に行って美しい石を探すようなものである。美しい形の石は自然の不思議な作用の結果というより,探す人の心の不思議な作用によるものであろう。

表―12に見るように、元来無相関なはずの乱数列の間の相関係数を多数求めると、中にはかなり大きいものが出てくる。その大きいものをとり出して来て検定にかけると、相関あり、有意であると出てくる。この場合は検定を使うのが誤りなのである。検定というものは、たまたま出会ったものに対して適用して、判定を受けるもので、その判定がかなり当たるというものである。多数の中から極端なものばかり選んで、それを検定にかけるのは、検定が当たらない(誤った結果を与える)ものだけを選んで検定にかけるようなものである。

統計的方法は発見のいとぐちをつかむためのものであろう。周期らしきものが発見されたときは、その発生機構、共鳴機構を明らかにすべきである。機構が不明の場合には、時系列の長さが有限であることから生ずる誤差の影響を十分に考慮しなければならないし、検定の誤用に注意する必要がある。

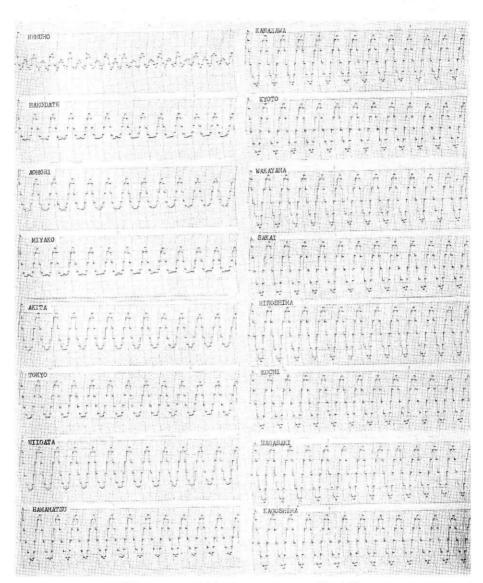
5.8 本報告作成について, 西巻弘子氏を主力とし, 尾崎睿子氏, 渡辺八重子氏の助力に負 う所が多い. また資料について小野沢由雄氏に多大のお世話になった. あわせて感謝する.

パワスペクトルの推定法は赤池弘次氏による. 2),3)

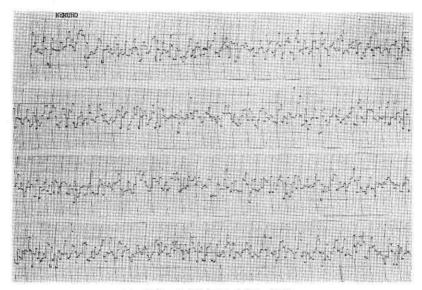
本研究について文部省科学研究費の補助を受けた.

# 対 献

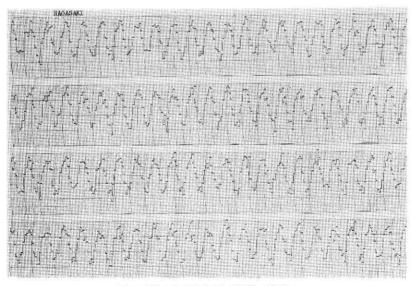
- 1) 水資源の変動様相に関する調査報告:科学技術庁資源調査会報告第34号,昭和40年10月19日.
- 2) Akaike, H. (1962): On the design of lag window for the estimation of spectra. Ann. Inst. stat. Math., 14, No. 1, 1-21.
- 3) 不規則振動のスペクトル解析: 昭和37年度統計数理研究所養成所講義録.



付図-1 月平均気圧のコレログラム (h=144)



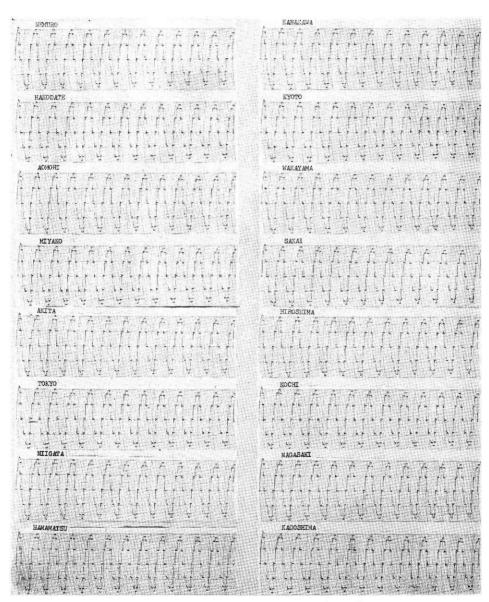
(1) 根室の月平均気圧 (1882~1966)



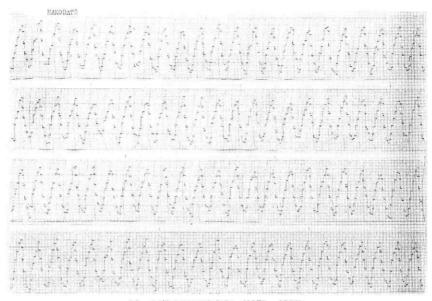
2) 長崎の月平均気圧 (1879~1966)

付図-2

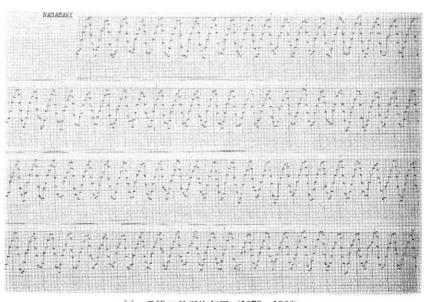
#### 気象資料の長期変動について--- 菅原・勝山



付図--3 月平均気温のコレログラム (h=144)

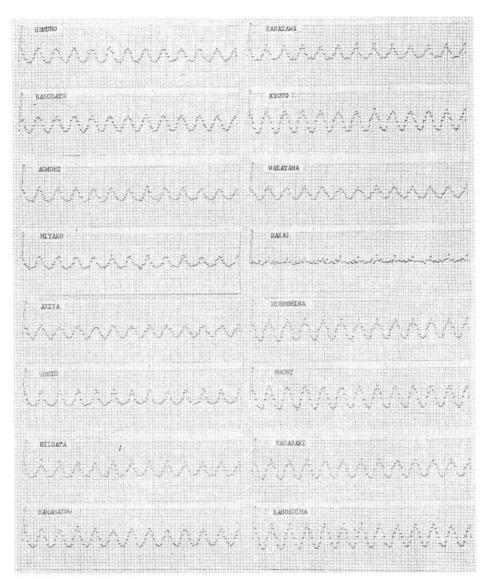


(1) 函館の月平均気温 (1875~1966)

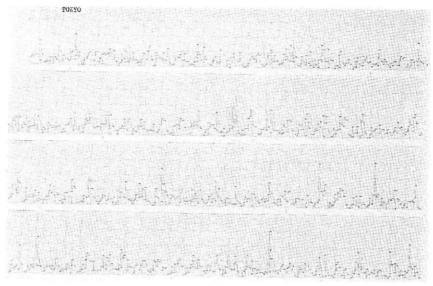


(2) 長崎の月平均気温 (1879~1966)

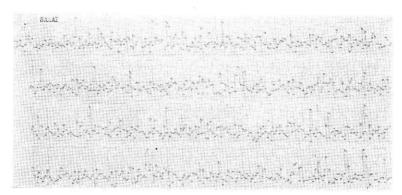
付図-4



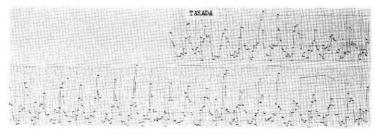
付図-5 月雨量のコレログラム (h=144)



(1) 東京の月雨量 (1876~1966)

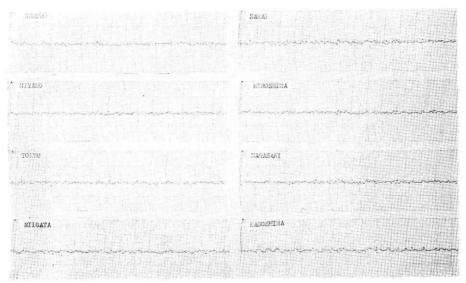


(2) 境の月雨量 (1886~1966)

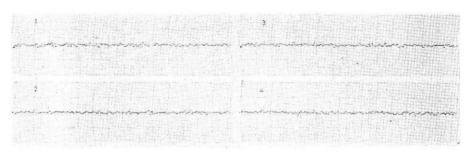


(3) 高田の月雨量 (1922~1952)

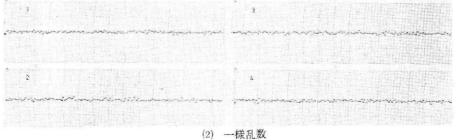
付図-6



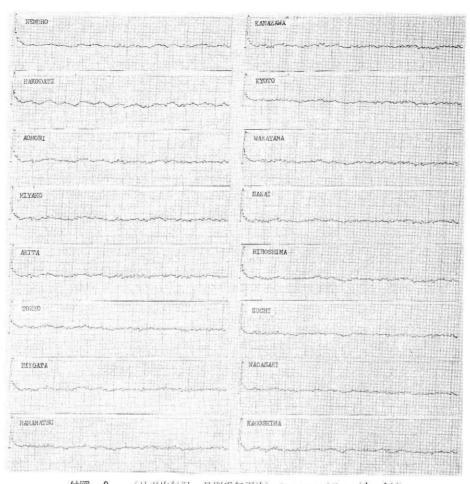
付図―7 (月平均気圧―月別累年平均) のコレログラム (h=144)



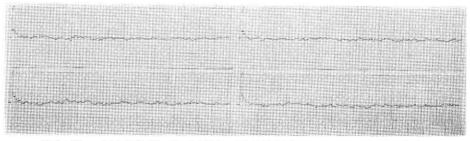
(1) 正規乱数



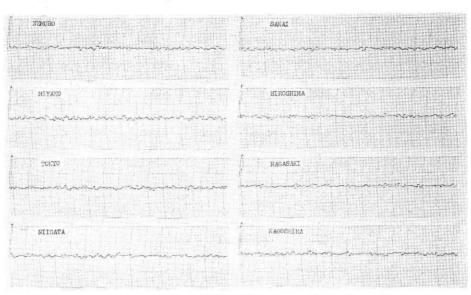
付医-8 長さ1,080 の乱数列(白色雑音)のコレログラム(h=144)



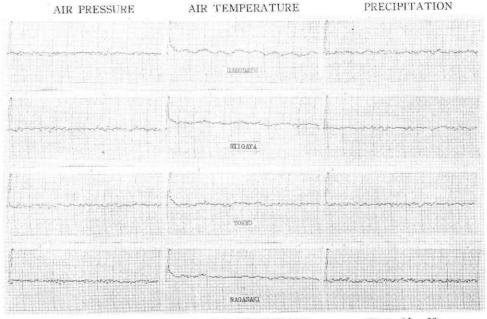
付図-9 (月平均気温-月別累年平均)のコレログラム(h=144)



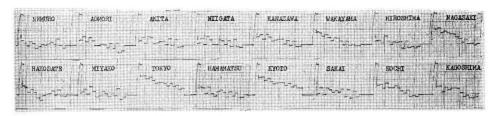
付図-10 {(白色雑音)×(一次遅れ)+(白色雑音)} のコレログラム (h=144)



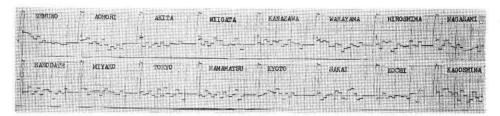
付図—11 (月雨量—月別県年平均)のコレログラム(h=144)



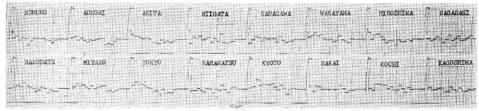
付図―12 (月資料―月別累年平均)/(月別標準偏差) のコレログラム (h = 66)



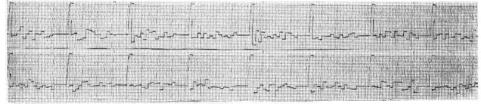
付図-13 年平均気圧のコレログラム



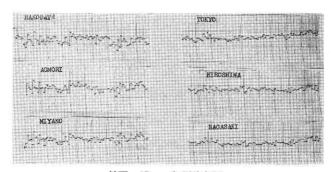
付図-14 年平均気温のコレログラム



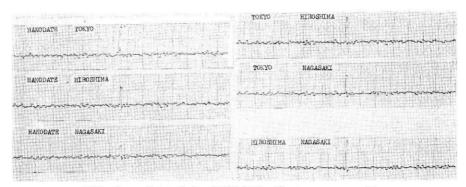
付図-15 年雨量のコレログラム



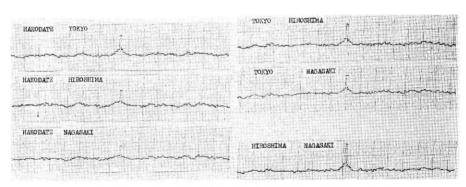
**付図─16** 長さ 100 の正規乱数列のコレログラム



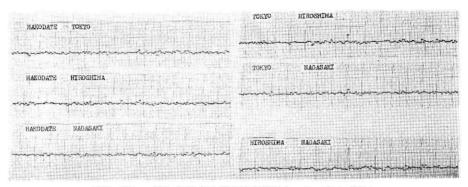
付図-17 年平均気温



付図-18 異なる地点の月平均気圧の間のクロスコレログラム



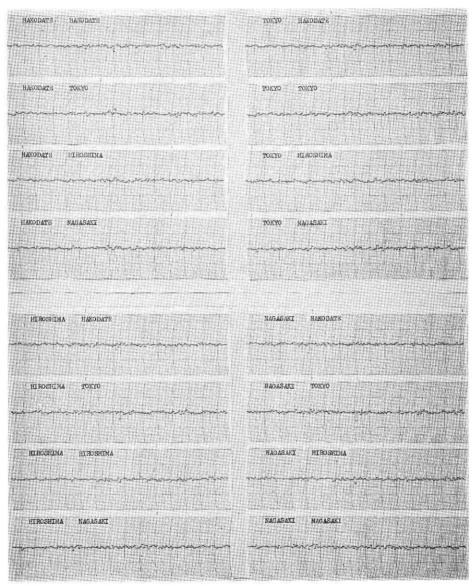
付図-19 異なる地点の月平均気温の間のクロスコレログラム



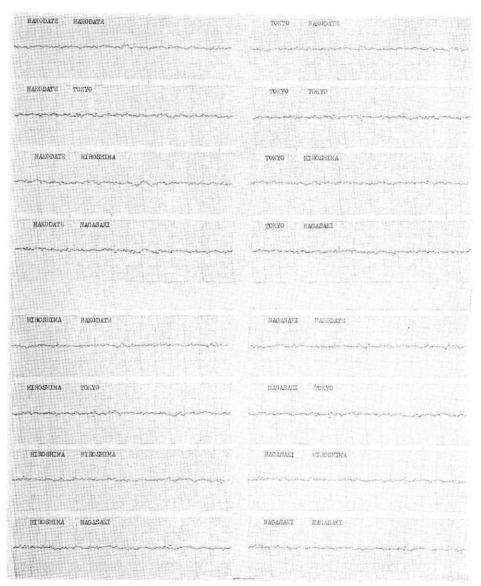
付図-20 異なる地点の月雨量の間のクロスコレログラム



付図 21 月平均気圧と月平均気温とのクロスコレログラム



付図-22 月平均気圧と月雨量とのクロスコレログラム



付図-23 月平均気温と月雨量とのクロスコレログラム

